

**DETERMINANTES DEL SALARIO RELATIVO DE LOS TRABAJADORES
CUALIFICADOS RESPECTO DE LOS NO CUALIFICADOS.
UN ANÁLISIS DE DATOS DE PANEL PARA EL CASO ESPAÑOL***

1. Introducción

Un hecho común acontecido a lo largo de las últimas décadas en la mayoría de los países desarrollados es el incremento de la desigualdad salarial de los trabajadores con un mayor grado de preparación, los denominados cualificados, respecto de aquéllos con menor inversión en capital humano, los trabajadores no cualificados. Así, en los años ochenta el salario relativo de los trabajadores cualificados respecto de los trabajadores no cualificados (SR) aumentó a favor de los trabajadores cualificados a unas tasas del 2% en Australia, del 3% en Japón, del 7% en Dinamarca y en Estados Unidos, del 12% en Luxemburgo, y hasta del 14% en Reino Unido (Machin 2002). Diversos autores han tratado de explicar las razones de esta evolución negativa de la posición salarial de la mano de obra no cualificada. Se han apuntado dos grandes fuentes de influencia que han podido dar lugar a este fenómeno generalizado.

La primera de ellas proviene de las fuerzas del mercado. La influencia de éstas sobre el SR tiene su origen en el juego entre la oferta y la demanda relativas en el mercado de trabajo de cualificados y no cualificados.

La segunda fuente de influencia procede de las instituciones del mercado de trabajo. Los autores que defienden esta línea, como Nickell y Layard (1999) o Card y DiNardo (2002), entre otros, consideran que instituciones tales como la negociación colectiva, el salario mínimo o el poder de los sindicatos marcan la evolución salarial y, por consiguiente, la posición relativa de los dos grupos de trabajadores señalados con anterioridad. Un ejemplo de ello se puede encontrar en Fortin y Lemieux (1997), quienes estiman en torno a un tercio el

* José Antonio Carrasco Gallego. Departamento de Economía Aplicada II y Fundamentos del Análisis Económico. Universidad Rey Juan Carlos. Pº de los Artilletos s/n. 28032 Madrid. jose.carrasco@urjc.es

aumento de la desigualdad salarial derivado del debilitamiento de los sindicatos y de la caída del salario mínimo en términos reales. Es decir, que los sindicatos serían una fuerza homogeneizadora de los salarios entre trabajadores cualificados y no cualificados[†] y, al perder poder en los últimos años (Card, Lemieux y Riddell, 2003), la diferencia salarial ha aumentado.

Muchos de los autores que respaldan la preponderancia de las fuerzas del mercado, Gosling y Machin (1993)[‡] por ejemplo, restan importancia a los factores institucionales anteriormente señalados. Sin embargo, entre los partidarios de las fuerzas del mercado de trabajo existe división de opiniones en cuanto a las causas que generan el incremento del SR a favor de los cualificados. Por un lado, están los defensores de una explicación laboral, y por otro, los partidarios de la perspectiva comercial.

Los autores que se decantan por una **perspectiva laboral**, entre los que se hallan Berman, Bound y Griliches (1994), suponen que tanto la oferta como la demanda de trabajo relativas influyen en la variación del SR.

En este sentido, afirman que, por parte de la oferta relativa, las fuerzas que intervienen son la población activa relativa y las importaciones.

En lo referente a la población activa relativa (población activa cualificada con respecto a la no cualificada), se ha producido en los países desarrollados un incremento de la población activa no cualificada fundamentalmente a través de la inmigración procedente de países menos desarrollados y con una menor inversión en capital humano. Este hecho ha provocado una mayor oferta de trabajo no cualificado y, en consecuencia, la disminución de su salario en términos comparativos. Borjas, Freeman y Katz (1997) comprueban cómo la población inmigrante ha llegado a ser casi el 10% de la población estadounidense y cómo se han

[†] Para el caso de España, Rodríguez (2001) y Canal (2002) defienden el papel homogeneizador de los sindicatos y de la negociación colectiva. Esto, unido a su pérdida de poder, ha favorecido salarialmente a los trabajadores cualificados.

[‡] Torres (2002) y Peraita (2003) para el mercado de trabajo español.

concentrado en los empleos de menor cualificación. La inmigración, según estos autores, llega a explicar entre un 27% y un 55% del descenso salarial relativo de los trabajadores de esa nacionalidad que no poseen el título de educación secundaria.

Los economistas de corte laboral suponen que las importaciones influyen en el SR porque llevan implícitos los servicios de trabajo del factor que contribuye de forma más intensiva a su fabricación. Afirman que las importaciones procedentes de países menos desarrollados han crecido en los últimos años. Este tipo de importaciones son más intensivas en trabajo no cualificado que las mercancías domésticas de los países desarrollados. Su incremento ha provocado que la oferta de servicios de trabajo no cualificado en los países importadores haya crecido y, por tanto, ha influido negativamente sobre el SR de los trabajadores no cualificados. Borjas, Freeman y Katz (1997) aseveran que las importaciones en Estados Unidos explican alrededor de un 10% del descenso relativo para estos últimos trabajadores entre 1980 y 1995.

En el lado de la demanda relativa del modelo laboral, el determinante es el progreso tecnológico que presenta un sesgo favorable a los trabajadores cualificados. Algunos autores consideran que, en las últimas décadas, se ha acelerado este sesgo, provocando que el salario de los cualificados haya mejorado en términos relativos. Por ejemplo, Autor, Katz y Krueger (1998) y Acemoglu (2002) aportan evidencias acerca de esta aceleración a favor de los trabajadores cualificados en los años setenta y ochenta con respecto a los sesenta.

Otro grupo de autores, como Deardorff (1994), defienden una **perspectiva comercial** a la hora de explicar la evolución negativa de la posición salarial de los no cualificados. En su formulación más drástica, como la de Leamer (1998), se presume que la oferta relativa no posee ningún grado de influencia y que todo el peso de la variación procede de la demanda relativa. Consideran que ésta ejerce su influencia sobre el SR a través de dos componentes: el comercio internacional y el desarrollo tecnológico.

El comercio internacional interviene a favor de la posición salarial comparativa de los cualificados por medio del Teorema de Stolper y Samuelson: los precios internacionales han aumentado, comparativamente, a favor de aquellos sectores más intensivos en cualificación o, lo que es lo mismo, en contra de aquellos intensivos en no cualificación. Los sectores intensivos en cualificación han crecido gracias al comercio internacional, y la demanda relativa de estos sectores se ha expandido. Al ser más intensivos en cualificación, la remuneración relativa de los trabajadores cualificados se ha elevado. Por el contrario, aquellos sectores intensivos en trabajo no cualificado se han contraído por la competencia de importaciones más baratas procedentes de países menos desarrollados (las importaciones de Estados Unidos desde países menos desarrollados pasaron de ser el 0,4% de su producto nacional bruto en 1970 al 2,1% en 1990; Freeman, 1995), han visto disminuir su demanda, así como el SR de estos trabajadores. Borjas, Freeman y Katz (1992) afirman que los flujos comerciales pueden explicar hasta un 15% del incremento del diferencial de ganancias de los titulados universitarios sobre los titulados en estudios secundarios en Estados Unidos.

En cuanto a los cambios tecnológicos, según los defensores de este tipo de modelos, pueden reducir los costes comparativos de los sectores más intensivos en cualificación, con lo que dichos sectores se expanden debido a una mayor demanda relativa de sus productos. Este desarrollo provoca un incremento de la demanda de trabajo en estos sectores, por lo que la demanda de trabajo cualificado crece por encima de la demanda de los no cualificados y la remuneración comparativa de los cualificados aumenta. Haskel y Slaughter (2002) demuestran que, en los países desarrollados, el progreso tecnológico de los años ochenta se ha concentrado en los sectores intensivos en cualificación y ha generado incrementos de la remuneración relativa a los cualificados.

Otros autores como Feenstra y Hanson (1996) han tratado de enriquecer estos modelos complementándolos con variables de tipo financiero. De esta forma, se apoyan en los

incrementos de los movimientos de capitales desde países más desarrollados hacia países en vías de desarrollo para explicar la evolución de los salarios relativos. Suponen que las actividades de los países desarrollados menos intensivas en cualificación han sido trasladadas a países en desarrollo, y la demanda relativa de los trabajadores no cualificados en los países desarrollados ha descendido, así como su salario en términos comparativos. Asimismo, consideran que en los países receptores de inversión extranjera directa también se ha experimentado un incremento del SR de los cualificados, dado que las actividades productivas transferidas desde los países más desarrollados son más intensivas en cualificación que aquéllas que se venían desarrollando hasta entonces. En esta línea, Feenstra y Hanson (1997) demuestran que el 50% del incremento que se ha producido en la proporción salarial de los trabajadores cualificados en la región fronteriza de Méjico con Estados Unidos se ha debido al aumento de la inversión extranjera directa en esa zona.

El presente trabajo tiene como objetivo precisar los determinantes del SR de los trabajadores cualificados sobre el de los no cualificados en el mercado de trabajo español, a la luz de las teorías mencionadas con anterioridad, con especial referencia a la industria manufacturera desde 1989 hasta 1998[§].

2. Evolución de las variables en España^{}**

La variación media del SR (salario de los trabajadores cualificados dividido por el salario de los trabajadores no cualificados) en el sector de las manufacturas españolas, clasificado en 13 ramas conforme a la NACE-CLIO R25, fue de $-0,23\%$, es decir, que apenas cambió a lo largo de estos 10 años. Esta evolución es similar a la experimentada en otros países desarrollados como Estados Unidos o Reino Unido. A semejanza de estos países, en España tampoco aumentó la desigualdad salarial. Sin embargo, el comportamiento de las distintas ramas de

[§] Por disponibilidad de datos estos son los años de estudio.

^{**} Para ampliar la información sobre las series de datos de las variables y los resultados que aparecen en este epígrafe consúltese Carrasco (2004).

actividad dentro de la industria manufacturera fue muy diferente. Algunas ramas experimentaron evoluciones positivas, de hasta el 7,50%, y otras negativas, incluso del -9,70%, en su SR. Este comportamiento dispar de las ramas manufactureras no apoya la hipótesis laboral de no contemplar subdivisiones dentro del sector analizado.

El desarrollo tecnológico (gasto en I+D sobre el valor añadido) aumentó en las ramas manufactureras españolas, a lo largo de los diez años contemplados, de forma casi generalizada, a una tasa media del 32,61%. A partir de este hecho, la influencia del progreso tecnológico sobre el SR se presume que sea positiva, es decir, que el desarrollo tecnológico era sesgado a favor de los trabajadores cualificados.

En cuanto a la evolución de la oferta relativa de trabajadores cualificados (población activa cualificada respecto de población activa no cualificada), los estudios revisados confirmaron la sospecha teórica acerca de su influencia negativa sobre el SR. En aquellos países, donde se constató un incremento del nivel de cualificación de la población activa, se encontraron evidencias de un influjo negativo sobre el SR. En la industria manufacturera española el crecimiento promedio de la oferta de trabajo cualificada entre 1989 y 1998 en fue del 107,16%, generalizado en todas las ramas de actividad.

Algunas investigaciones han verificado que la inmigración influye positivamente en el SR, dado que la población activa de origen foráneo suele tener una cualificación menor que la doméstica. En España, la población activa inmigrante en los años de estudio no supone ni el 1% de la población activa total y su proporción de trabajadores cualificados sobre no cualificados era muy similar a la doméstica, por consiguiente se concluyó que no era necesario distinguir entre mano de obra inmigrante y doméstica a los efectos de la contrastación empírica.

Teniendo en cuenta este último razonamiento, el incremento generalizado de la oferta de trabajo relativa en las manufacturas españolas y los supuestos teóricos expuestos, era de esperar que esta variable influyera negativamente sobre el SR.

En lo referente a la inversión extranjera directa (inversión extranjera directa sobre valor añadido), diversos autores presentan evidencias acerca de su influencia positiva sobre el SR en los países receptores, entre los que, para los años de estudio, se incluye España. Los flujos de inversión extranjera directa en la industria manufacturera española crecieron en la década estudiada a una tasa media del 5,73%, por consiguiente, la expectativa de su influencia sobre el SR era positiva.

Algunos de los autores que analizan las exportaciones (exportaciones sobre valor añadido) comprueban su influencia positiva sobre el SR, es decir, que los sectores más propensos a exportar son también los más intensivos en cualificación y esto favorece a su remuneración en términos relativos. Los resultados del presente estudio evidenciaron que las exportaciones aumentaron en todas las ramas manufactureras españolas y la tasa de variación a lo largo de los diez años fue del 92%. El incremento se dio principalmente en las ramas más intensivas en cualificación, que elevaron su flujo exportador un 59% más que las ramas menos intensivas en trabajo cualificado. Este hecho hizo prever, según el marco teórico, un impacto positivo de la expansión de las manufacturas en el SR.

La cuestión de las importaciones (importaciones sobre valor añadido) resulta más controvertida. El modelo laboral supone que son un determinante de la oferta de trabajo relativa, sin embargo, la explicación comercial las considera un determinante de la demanda relativa. Las importaciones en la industria manufacturera española, entre 1989 y 1998, según la presente investigación, aumentaron a una tasa media a lo largo del período del 46,66%, la mayoría de las mismas procedentes de países desarrollados. Este hecho, conforme al enfoque laboral, hace presumir que el signo esperado para su coeficiente sea negativo. Pero este

incremento de las importaciones afectó en mayor medida a las ramas menos intensivas en cualificación que se vieron expuestas a una mayor competencia exterior (las importaciones aumentaron en estas ramas un 6,70% más), lo cual lleva a suponer un coeficiente positivo, según los supuestos del modelo comercial.

3. Contratación empírica

Como Borjas, Freeman y Katz (1997) señalan, las relaciones comerciales y los movimientos de capital y trabajo, son formas sustitutivas de alterar la proporción doméstica de factores. Por consiguiente, lo correcto, tal y como estos autores ponen en práctica, es analizar estas variables conjuntamente y no de forma separada. Este es el punto de vista que se ha decidido adoptar. Por eso se han querido contrastar en una misma ecuación, con una metodología similar a la que emplean Autor, Katz y Krueger (1998) y Machin y Van Reenen (1998): cómo las variaciones de la oferta de trabajo relativa de cualificados sobre no cualificados, de la productividad total de los factores, de la inversión extranjera directa, de las exportaciones y de las importaciones, afectan a la evolución del SR doméstico. Luego la ecuación que se va a estimar es la siguiente:

$$w_{it} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 otr_{it} + \mathbf{b}_2 ptf_{it} + \mathbf{b}_3 ied_{it} + \mathbf{b}_4 exp_{it} + \mathbf{b}_5 imp_{it} + u_{it} , \quad (1)$$

donde los subíndices i y t representan la rama de actividad y el año respectivamente (la industria manufacturera se divide en 13 ramas de actividad y que se estudian 10 años, desde 1989 hasta 1998), w_{it} es la ratio del salario de los trabajadores cualificados sobre el de los no cualificados, otr_{it} la oferta de trabajo relativa, ptf_{it} se refiere la productividad total de los factores, ied_{it} es la inversión extranjera directa sobre el valor añadido, exp_{it} simboliza las exportaciones sobre el valor añadido e imp_{it} son las importaciones sobre el valor añadido (todas estas variables en logaritmos naturales). Finalmente, u_{it} es la perturbación aleatoria.

Se adoptó una estructura de panel de la información^{††} que proporciona soluciones adecuadas a los problemas que se estudiarán a continuación. Dicha estructura se compone de un conjunto de datos que combina $i = 1, \dots, N$ observaciones de corte transversal (en este caso $N = 13$, las ramas de actividad de la industria manufacturera) con $t = 1, \dots, T$ observaciones de series temporales (aquí $T = 10$, entre 1989 y 1998). Se reescribe la ecuación (1) de forma que

$$w_{it} = x_{it}' \mathbf{b} + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (2)$$

siendo \mathbf{b} el vector $k \times 1$ de coeficientes y x_{it} el de regresores de la ecuación (1).

El Cuadro 1 presenta los resultados de la contrastación^{‡‡}. En él se observan diferentes estimaciones realizadas para solucionar los siguientes problemas econométricos:

Cuadro 1. Resultados econométricos

	MCO niv	MCG	Intragrup.	MCO dif	MC2E(a)	MC2E(b)
<i>constante</i>	0,46 (6,11)**	0,56 (9,71)**	0,028 (2,43)**	-0,016 (2,55)**	0,011 (0,56)	0,019 (0,90)
<i>otr</i>	-0,055 (1,41)	0,038 (2,11)*	-0,024 (1,26)	0,007 (0,60)	-0,038 (0,90)	-0,019 (0,47)
<i>ptf</i>	0,033 (1,33)	0,033 (4,20)**	0,037 (2,63)**	0,040 (4,41)**	0,037 (2,94)**	0,058 (2,62)**
<i>ied</i>	-0,003 (0,36)	0,001 (0,24)	-0,0001 (0,017)	-0,002 (0,31)	0,001 (0,14)	
<i>exp</i>	-0,057 (1,21)	0,027 (1,11)	0,043 (1,73)*	0,009 (0,33)	0,038 (0,92)	0,016 (0,49)
<i>imp</i>	0,023 (0,56)	-0,002 (0,11)	0,010 (0,32)	-0,001 (0,03)	0,030 (0,55)	0,020 (0,39)
R^2	0,24	0,10	0,87	0,11	0,26	0,20
R^2 ajust.	0,14	-0,008	0,84	0,01	0,18	0,13
<i>m1</i>	2,52	-	-2,29	-2,20	-2,31	-2,30
<i>m2</i>	2,36	-	-2,45	-2,48	-2,46	-0,57
<i>Wald conj.</i>	4,32	-	82,85	100,95	41,32	53,77
<i>Wald fict.</i>	16,84	-	57,22	66,94	15,85	81,18

Todas las regresiones incluyen variables temporales ficticias.

Todos los tests son robustos ante heterocedasticidad.

Los resultados de los estadísticos t se muestran entre paréntesis, acompañados de dos asteriscos aquéllos que resultan significativos al 1% de significatividad, y de uno aquéllos que lo son al 5%.

Elaboración propia detallada en el texto.

1. Heterogeneidad inobservable. El comportamiento diferenciado de algunas variables en las distintas ramas de actividad de la industria manufacturera lleva a sopesar la posibilidad de la

^{††} La estructura de datos de panel de la información también es aplicada en la bibliografía por un número importante de autores, como Autor, Katz y Krueger (1998), Lovely y Richardson (1998) o Machin y Van Reenen (1998) entre otros.

^{‡‡} El análisis sigue fundamentalmente los trabajos de Arellano y Bover (1990) y de Arellano (2003).

presencia de características inobservables o efectos individuales en dichas ramas, que estarían captando las diferencias intrínsecas de cada rama manufacturera que no son capaces de reflejar las distintas variables explicativas.

En la primera columna del cuadro precedente se calculan las estimaciones en niveles conforme al método MCO. En el caso de que exista heterogeneidad inobservable, estas estimaciones son insesgadas pero no eficientes. Con el fin de verificar las sospechas acerca de posible heterogeneidad inobservable por el comportamiento diferenciado de las variables en las distintas ramas de la industria manufacturera española, se realizó un test $F^{§§}$ bajo la hipótesis nula de igualdad de los efectos individuales. El resultado $[F(12, 103)= 43,01]$ permite rechazar la hipótesis nula, lo cual sugiere la existencia de los efectos individuales.

Con heterogeneidad inobservable, se supone que la perturbación aleatoria, u_{it} , se puede desglosar en dos componentes: por una parte en un efecto individual (específico de la rama), h_i , y por otra en el error o perturbación aleatoria propiamente dicho, v_{it} , es decir:

$$u_{it} = h_i + v_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (3)$$

Por tanto, la ecuación (2) se puede describir de la siguiente forma:

$$w_{it} = x_{it}' \mathbf{b} + h_i + v_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T) \quad (4)$$

Si, en principio, se asume que ni h_i ni v_{it} están correlacionadas con los regresores, $E[x_{it}' h_i] = E[x_{it}' v_{it}] = 0$, se estaría optando por un modelo de efectos aleatorios y se estima la ecuación (2). Si además se supone que la esperanza de los componentes de la perturbación aleatoria es igual a cero, $E[h_i] = E[v_{it}] = 0$, y que no existe correlación serial $E[v_{it} v_{is}] = 0$, entonces las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

^{§§} La hipótesis nula se apoya en un modelo restringido que supone que los efectos individuales no existen, es decir, que el intercepto es único para las trece ramas manufactureras, frente a un modelo que permite un intercepto diferente para cada rama.

en niveles de β son insesgadas pero no son eficientes^{***}. Esto se debe a que $E[u_{it}u_{is}] = \text{Var}[\mathbf{h}_i]$, $\forall t \neq s$, y por tanto se puede lograr un estimador más eficiente utilizando Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG).

Si, por el contrario, se considera que no hay justificación para tratar los efectos individuales como no correlacionados con los otros regresores y se adopta una perspectiva de efectos fijos, trabajando con la ecuación (4) (se considera por tanto que $E[x_{it}\mathbf{h}_i] \neq 0$), entonces la perturbación aleatoria u_{it} está serialmente correlacionada. Las estimaciones obtenidas mediante MCO son inconsistentes y podrían presentarse problemas de correlación serial espuria.

Para evitar estos inconvenientes, en los modelos de efectos fijos se utiliza el estimador Intragrupos, de covarianza o de efectos fijos^{†††}. Este estimador, bajo estricta exogeneidad de x_{it} con respecto a v_{it} , $E[x_{it}v_{it}] = 0$, es consistente.

El test de Hausman^{†††} que permite contrastar la dependencia entre los efectos individuales y las variables explicativas^{§§§}. Se trata de confrontar, bajo la hipótesis nula de independencia entre efectos individuales y variables explicativas, es decir, $E[x_{it}\mathbf{h}_i] = 0$, al estimador Intragrupos y al de MCG, bajo los supuestos anteriormente planteados. El resultado de este test [$\chi^2(5) = 490,71$] permite rechazar la hipótesis nula. Por consiguiente, en los datos existen efectos individuales y éstos están correlacionados con las variables explicativas, lo cual aconseja que se utilice una estimación Intragrupos dado que, frente a esta complicación, ofrece resultados consistentes.

2. Errores de medida. Por las dificultades en la medición de algunas variables independientes, se puede considerar la presencia de errores de medida. Si se supone que los regresores

^{***} Hausman y Taylor (1981).

^{†††} El estimador Intragrupos puede ser considerado como un estimador MCO en desviaciones ortogonales. Se asume que los efectos individuales son coeficientes constantes en el tiempo

^{†††} Hausman (1978).

^{§§§} Habitualmente se describe este test como de efectos aleatorios frente a efectos fijos.

verdaderos son x_{it}^+ , pero se observa x_{it} sujeto a un error de medida e_{it} , es decir, que $x_{it} = x_{it}^+ + e_{it}$, entonces la ecuación (4) se transforma en:

$$w_{it} = x_{it}' \mathbf{b} + \mathbf{h}_i + r_{it}, \quad (5)$$

En esta ecuación el término de error $r_{it} = v_{it} - \mathbf{b}e_{it}$ está correlacionado negativamente con x_{it} . Esta correlación genera un sesgo negativo en el estimador MCO. Pero además este estimador puede presentar también un sesgo con un componente positivo originado por la correlación entre x_{it} y \mathbf{h}_i , es decir, causado por la heterogeneidad inobservable que se ha estudiado anteriormente.

Si se realiza una regresión MCO en primeras diferencias se puede resolver el problema de la heterogeneidad inobservable, columna 4 del Cuadro 1. Sin embargo, si hay más persistencia temporal en la parte sistemática que en el error de medida****, esto puede exacerbar el sesgo debido al error de medida y, de esta forma, doblar su varianza. La regresión del estimador Intragrupos, en este caso, se ve afectada por un sesgo menor que la regresión en primeras diferencias. Por tanto, si existen discrepancias significativas entre los resultados de la regresión en primeras diferencias y los del estimador Intragrupos, entonces es posible que haya errores de medida en las variables.

Las estimaciones Intragrupos, sin embargo, tienen un menor sesgo por errores de medida que las regresiones MCO en diferencias, aunque mayor que MCO en niveles. Para detectar la presencia de errores de medida se comparan las estimaciones MCO en niveles, en primeras diferencias e Intragrupos. Al observar el Cuadro 1. se comprueba cómo, efectivamente, existen importantes discrepancias entre los resultados de ambos tipos de estimaciones en diversas variables explicativas:

**** Por ejemplo si el error de medida es ruido blanco, Griliches (1977).

En el caso de las importaciones, en la estimación MCO en niveles, su coeficiente presenta un valor de 0,023. Esta cantidad, según lo señalado, puede tener un sesgo positivo y otro negativo. Al realizar la estimación MCO en diferencias se exacerbaría el sesgo negativo, en caso de existir errores de medida, y desaparecería el positivo. Se puede comprobar cómo esto es así, ya que toma un valor de $-0,001$. La estimación Intragrupos tiene un sesgo negativo menor, el coeficiente alcanza un valor de 0,010. Estos hechos son una evidencia de la presencia de errores de medida.

En cuanto a la oferta de trabajo relativa, cuando se efectúa la estimación en primeras diferencias, el sesgo cambia de signo. Pero, en este caso, al presentar un coeficiente en niveles negativo, $-0,055$, el sesgo negativo causado por el error de medida se convierte en positivo^{††††} y, al agravarse éste en la estimación en diferencias, provoca que el coeficiente de la oferta de trabajo relativa en esta última estimación sea finalmente positivo, 0,007. En la regresión Intragrupos, con un menor sesgo por error de medida, el coeficiente alcanza un valor de $-0,024$, plenamente congruente con la existencia de errores de medida.

Si se analizan los resultados de las estimaciones para las exportaciones, se comprueba cómo siguen un patrón parecido al de la oferta de trabajo relativa. El coeficiente para MCO en niveles es negativo, $-0,057$, y, por tanto, el sesgo del posible error de medida es positivo en las estimaciones MCO en primeras diferencias, provocando que el coeficiente tome un valor positivo, 0,009. En la regresión Intragrupos se esperaría que este sesgo fuera menor, sin embargo esto no es así, y el valor del coeficiente es de 0,043.

En lo referente a los resultados de los coeficientes de la productividad total de los factores y a la inversión extranjera directa, dado que los de las tres estimaciones son similares, no existen pruebas de la existencia de errores de medida.

^{††††} El sesgo causado por el error de medida se encuentra multiplicado por el coeficiente de la variable explicativa. Dado que en este caso el coeficiente es negativo, el sesgo pasa a tener un signo positivo.

En definitiva, hay elementos que sugieren claramente la existencia de errores de medida en el caso de la oferta de trabajo relativa, de las importaciones y, menos rotundamente, de las exportaciones. Sin embargo, no se detectan evidencias de la presencia de los mismos en el resto de variables, productividad total de los factores e inversión extranjera directa.

Para solucionar el problema de los errores de medida^{****} se puede utilizar una estimación de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E). En la primera etapa, se regresan las variables explicativas sobre ciertas variables instrumentales. En la segunda, se estima la variable dependiente sobre las variables dependientes estimadas en la etapa anterior.

Para que una variable instrumental, z_{it} , sea válida debe cumplir dos condiciones. La primera es que no esté correlacionada con las perturbaciones del modelo, $E [z_{it} \mathbf{r}_{it}] = 0$. La segunda es que esté correlacionada con la variable explicativa, $E [z_{it} x_{it}] \neq 0$. Las variables independientes retardadas, al cumplir estas condiciones, pueden serlo.

Con el objeto de reducir el sesgo provocado por el error de medida, se realizó una estimación MC2E en desviaciones ortogonales (puesto que la existencia de heterogeneidad inobservable ha quedado demostrada) utilizando como instrumentos las variables explicativas, con un período de retardo para aquéllas que presentan posibles problemas de errores de medida. De esta forma se solucionan ambos problemas, heterogeneidad inobservable y errores de medida.

Se obtuvieron los resultados de la quinta columna, MC2E(a). En ellos se puede comprobar cómo los resultados no variaron excesivamente respecto de las estimaciones MCO en niveles en el caso de las variables que no presentaban errores de medida. En cambio, para las variables que presentaban problemas de errores de medida sí se han producido alteraciones.

Se observa, en la mencionada columna, que el sesgo generado por el error de medida se ve minorado en la oferta de trabajo relativa, obteniéndose un coeficiente de -0,038, respecto de

^{****} Dado que la correlación entre los términos del error disminuye conforme aumenta el período estimado, lo ideal sería tener series más largas, pero las restricciones de los datos no permiten esta posibilidad. Sin embargo, existen ejemplos en la bibliografía, Torres (2002), en los que con trece años de análisis ya se considera que las series son largas.

los resultados obtenidos mediante MCO en primeras diferencias. El coeficiente de las exportaciones alcanza un valor de 0,038 alejado de las estimaciones en niveles y en diferencias pero cercano al valor del estimador Intragrupos. Esto puede indicar que el verdadero valor del coeficiente de las exportaciones sea positivo y, en todas las estimaciones, el sesgo producido por el error de medida sea negativo y esté disminuyendo su valor real. En la estimación para importaciones se constata cómo se ha reducido el sesgo negativo causado por el error de medida, al compararla con su estimación en niveles y en diferencias, tomando su coeficiente un valor de 0,030.

Pero en esta estimación MC2E(a) existe un problema. Los estadísticos de correlación serial $m1$ y $m2$ se distribuyen asintóticamente como una Normal (0,1) bajo la hipótesis nula de no autocorrelación, y se calculan con los residuos en primeras diferencias, salvo para la regresión MCO en niveles. Sus resultados son consistentes con la presencia de efectos individuales en MCO en niveles puesto que evidencian la presencia de autocorrelación positiva en los residuos de estas estimaciones. Al controlar los efectos individuales en las estimaciones MCO en diferencias e Intragrupos, se observa como ambos pasan a señalar autocorrelación negativa. Para obtener errores en niveles que no estén correlacionados, $m1$ debe ser significativo pero no $m2$ ^{§§§§}. Al observar los resultados de MC2E(a) se observa cómo $m2$ también es significativo, es decir, existen evidencia de problemas de correlación serial. Para solucionar esta dificultad se decidió prescindir de la inversión extranjera directa, que no es significativa en ningún caso y apenas aporta nada a la regresión, y se introdujo un retardo en la variable del gasto en I+D. La justificación económica del retardo en el gasto en I+D es sencilla: es posible que la influencia en el SR se produzca con un período de retraso, o lo que es lo mismo, la variación de la inversión en investigación del período t influya en el SR del

^{§§§§} Arellano (2003) página 121.

período $t+1$. Con estas modificaciones se obtienen unos resultados de $m1$ y $m2$ que evidencian que no existe correlación serial.

3. Variables explicativas endógenas. Teniendo en cuenta la ecuación que se va a contrastar, existe la posibilidad, planteada por diversos autores, de que ciertas variables explicativas no sean estrictamente exógenas. Con regresores predeterminados:

$$E[x_{it} v_{is}] = 0, \quad \forall s \geq t$$

Si se confirma, las estimaciones Intragrupos de las variables con problemas de endogeneidad son sesgadas, aunque asintóticamente insesgadas. Pero, en la medida en que T sea finito, la presencia del sesgo hace que las estimaciones Intragrupos sean sesgadas e inconsistentes.

Para comprobar la hipótesis nula de la estricta exogeneidad de las variables se comparan los valores de los estadísticos de Sargan bajo los supuestos de estricta exogeneidad y de predeterminación obtenidos mediante el Método Generalizado de los Momentos (MGM)****.

Con el objeto de constatar la presencia de problemas de endogeneidad en alguna variable explicativa, se comparan los resultados del estimador Intragrupos con los de las estimaciones MCO en niveles y MC2E. Se llevan a cabo estimaciones por el MGM bajo estricta exogeneidad y bajo predeterminación en aquellas variables en las que se sospeche de

**** Así, bajo la hipótesis de estricta exogeneidad, las estimaciones MGM están basadas en el siguiente vector de $[T(T-1)] \times 1$ momentos, que emplea los valores presentes y futuros de los instrumentos:

$$b_e = \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} z_{i1} \\ z_{i2} \\ \dots \\ z_{iT} \end{pmatrix} \otimes \begin{pmatrix} \Delta w_{i2} - \mathbf{b} \Delta x_{i2} \\ \Delta w_{i3} - \mathbf{b} \Delta x_{i3} \\ \dots \\ \Delta w_{iT} - \mathbf{b} \Delta x_{iT} \end{pmatrix} \quad (6)$$

Siendo z_{it} los instrumentos. Y, bajo la hipótesis de predeterminación, el MGM utiliza el siguiente vector de momentos $\left[\sum_{t=1}^T (T-t) \right] \times 1$ que se describe a continuación y que es un subconjunto del vector de momentos precedente:

$$b_p = \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} (z_{i1})(\Delta w_{i2} - \mathbf{b} \Delta x_{i2}) \\ (z_{i1})(\Delta w_{i3} - \mathbf{b} \Delta x_{i3}) \\ \dots \\ (z_{i1})(\Delta w_{iT} - \mathbf{b} \Delta x_{iT}) \\ \dots \\ (z_{iT-1})(\Delta w_{iT} - \mathbf{b} \Delta x_{iT}) \end{pmatrix} \quad (7)$$

problemas de endogeneidad y se comparan los correspondientes tests diferenciales de Sargan de restricciones de sobreidentificación para contrastar la hipótesis de estricta exogeneidad de los regresores.

Al observar la estimación Intragrupos de la tercera columna del Cuadro 1, se puede verificar cómo los valores de algunos coeficientes de determinadas variables, oferta de trabajo relativa e importaciones, son menores en valor absoluto en comparación con los resultados obtenidos para estas mismas variables mediante MCO en niveles y MC2E(a)^{††††}. Este hecho hace sospechar acerca de la presencia de cierto sesgo debido a la falta de estricta exogeneidad en estas variables.

Para comprobar esta posibilidad se realizaron estimaciones mediante el MGM en desviaciones ortogonales, debido a la presencia de heterogeneidad inobservable. Los resultados se muestran en el Cuadro 2.

Cuadro 2. Estimaciones MGM en Desviaciones Ortogonales.

	otr ex.	otr pre.	ptf ex.	ptf pre.	imp ex.	imp pre
<i>const</i>	0,034 (2,32)*	0,029 (1,32)	0,02 (1,91)	0,034 (1,53)	0,029 (2,11)*	0,054 (2,70)**
<i>otr</i>	-0,021 (0,97)	-0,040 (1,14)	-0,028 (1,24)	0,003 (0,12)	-0,021 (0,96)	0,030 (0,81)
<i>ptf</i>	0,041 (3,90)**	0,059 (2,50)*	0,038 (4,23)**	0,041 (3,16)**	0,038 (4,16)**	0,043 (3,37)**
<i>ied</i>	0,006 (0,98)	0,003 (0,36)	0,002 (0,34)	-0,001 (0,18)	-0,001 (0,16)	-0,001 (0,14)
<i>exp</i>	0,057 (1,81)	-0,003 (0,06)	0,043 (1,53)	0,024 (0,63)	0,045 (1,64)	0,078 (2,00)*
<i>imp</i>	-0,003 (0,11)	0,08 (1,49)	0,008 (0,26)	0,016 (0,30)	0,010 (0,34)	-0,025 (0,37)
<i>Sargan</i> (<i>g.l.</i>)	83 (85)	42 (40)	96 (85)	58 (40)	95 (85)	41 (40)

Todas las regresiones incluyen variables temporales ficticias.

Los resultados de los estadísticos t se muestran entre paréntesis, acompañados de dos asteriscos aquéllos que resultan significativos al 1% de significatividad, y de uno aquéllos que lo son al 5%.

Elaboración propia detallada en el texto.

En este cuadro, aparte de las variables anteriormente mencionadas, se ha decidido incluir la productividad total de los factores. Esto se debe a que diversos autores, Beaudry y Green

^{††††} Se utilizan los resultados de esta estimación porque son comparables directamente con el resto y además, como se comprobará seguidamente, las pruebas relativas a los problemas de endogeneidad no modifican las estimaciones realizadas hasta ahora.

(1997) o Acemoglu (2002) entre otros, defienden el carácter endógeno del progreso tecnológico. En este sentido, suponen que un incremento de la oferta relativa de trabajo cualificado, tal y como se ha dado en el mercado de trabajo español, puede generar la rápida adopción de técnicas productivas que aprovechen la relativa abundancia de este factor.

Las seis columnas muestran los resultados de los tres pares de estimaciones realizadas mediante el MGM para la oferta de trabajo relativa, la productividad total de los factores, las exportaciones y las importaciones. Las columnas impares los ofrecen bajo la hipótesis de estricta exogeneidad utilizando los valores presentes y futuros de la variable empleada como instrumento^{†††††}.

Por su parte, en las columnas pares, se considera cada variable analizada como predeterminada, y el MGM asume. En este caso, se adoptan únicamente los valores previos de z_{it} , la variable instrumental. Para cada par de columnas del Cuadro 2 z_{it} tomará el valor de la variable sometida a la contrastación de su estricta exogeneidad^{§§§§§}.

A la vista de los resultados, las hipótesis de estricta exogeneidad son aceptadas para todas las variables sometidas a prueba a un nivel del 1%. Esto se puede comprobar a partir de la diferencia que se observa en los tests de Sargan para cada variable. Para ello, es necesario advertir que los momentos contenidos en el vector b_p son un subconjunto del vector de momentos b_e . Si las 45 restricciones de momentos adicionales de este último vector son

^{†††††} Están basadas, según (6), en el siguiente vector 90x1 de momentos:

$$b_e = \sum_{i=1}^{13} \begin{pmatrix} z_{i1989} \\ z_{i1990} \\ \dots \\ z_{i1998} \end{pmatrix} \otimes \begin{pmatrix} \Delta w_{i1990} - \mathbf{b}_1 \Delta otr_{i1990} - \mathbf{b}_2 \Delta ptf_{i1990} - \mathbf{b}_3 \Delta ied_{i1990} - \mathbf{b}_4 \Delta exp_{i1990} - \mathbf{b}_5 \Delta imp_{i1990} \\ \Delta w_{i1991} - \mathbf{b}_1 \Delta otr_{i1991} - \mathbf{b}_2 \Delta ptf_{i1991} - \mathbf{b}_3 \Delta ied_{i1991} - \mathbf{b}_4 \Delta exp_{i1991} - \mathbf{b}_5 \Delta imp_{i1991} \\ \dots \\ \Delta w_{i1998} - \mathbf{b}_1 \Delta otr_{i1998} - \mathbf{b}_2 \Delta ptf_{i1998} - \mathbf{b}_3 \Delta ied_{i1998} - \mathbf{b}_4 \Delta exp_{i1998} - \mathbf{b}_5 \Delta imp_{i1998} \end{pmatrix}$$

^{§§§§§} A partir de (4.7), el vector de momentos 45x1 que se describe a continuación:

$$b_p = \sum_{i=1}^{13} \begin{pmatrix} (z_{i1989}) (\Delta w_{i1990} - \mathbf{b}_1 \Delta otr_{i1990} - \mathbf{b}_2 \Delta ptf_{i1990} - \mathbf{b}_3 \Delta ied_{i1990} - \mathbf{b}_4 \Delta exp_{i1990} - \mathbf{b}_5 \Delta imp_{i1990}) \\ (z_{i1989}) (\Delta w_{i1991} - \mathbf{b}_1 \Delta otr_{i1991} - \mathbf{b}_2 \Delta ptf_{i1991} - \mathbf{b}_3 \Delta ied_{i1991} - \mathbf{b}_4 \Delta exp_{i1991} - \mathbf{b}_5 \Delta imp_{i1991}) \\ (z_{i1990}) \dots \\ (z_{i1989}) (\Delta w_{i1998} - \mathbf{b}_1 \Delta otr_{i1998} - \mathbf{b}_2 \Delta ptf_{i1998} - \mathbf{b}_3 \Delta ied_{i1998} - \mathbf{b}_4 \Delta exp_{i1998} - \mathbf{b}_5 \Delta imp_{i1998}) \\ \dots \\ (z_{i1997}) \end{pmatrix}$$

válidas, la diferencia en los tests de Sargan se distribuiría como una χ^2 con dichos 45 grados de libertad. La diferencia entre los valores para los tests de Sargan sirve para contrastar la hipótesis nula de estricta exogeneidad. Todos pertenecen a la región de aceptación de dicha hipótesis a un nivel del 1%, en concreto para la oferta de trabajo relativa es 41 (= 83-42), para la productividad total de los factores 38 (= 96-58), para exportaciones 46 (= 91-45), y para importaciones 54 (= 95-41).

4. Interpretación económica

Al observar los resultados del Cuadro 1. destaca, por el elevado valor del estadístico R^2 , la estimación Intragrupos. Esta estimación logra un importante nivel de ajuste y es capaz de explicar el 87% de la variación del SR. Este alto R^2 se debe a que se ha permitido la posibilidad de reflejar los efectos individuales a través de un intercepto diferente para cada rama manufacturera. En el análisis de los resultados de la regresión Intragrupos se pueden destacar los siguientes hechos en lo referido a las variables explicativas.

En primer lugar, la productividad total de los factores presenta un signo positivo (tal y como era esperado), es significativa al 1% y tiene una influencia del 3,7% sobre el SR.

Las exportaciones, con coeficiente positivo (como preveía la teoría comercial), son estadísticamente significativas al 5%, y su influencia es del 4,3%.

El resto de los regresores no son significativos, si bien el estadístico de Wald acepta la significatividad conjunta de las variables explicativas. Un detalle que se puede observar es el signo positivo del coeficiente de las importaciones, que coincide con lo previsto por el enfoque comercial, y que contradice lo que se deduce de la explicación laboral.

Sin embargo, en atención al rigor econométrico y, aunque la bondad del ajuste sea inferior, es recomendable escoger la estimación MC2E en diferencias ortogonales. Esta decisión se debe a que, si bien hay diversas pruebas acerca de la correlación entre los efectos individuales y las

variables explicativas, y aunque las estimaciones Intragrupos son consistentes en presencia de este tipo de correlación (las estimaciones MCO en niveles y MCG resultan inconsistentes), existen evidencias sobre la presencia de errores de medida en algunas variables. Este problema produce cierto sesgo en las estimaciones MCO en niveles, en primeras diferencias e Intragrupos, aunque éstas últimas presentan un sesgo menor por esta causa respecto a las realizadas en diferencias. El sesgo generado por los errores de medida queda controlado al realizar una regresión MC2E. Al plantear la estimación bietápica en diferencias ortogonales, se controla también la correlación entre los efectos individuales y los regresores.

Además, el problema planteado respecto a la posible endogeneidad de ciertas variables explicativas, ha sido rechazado, por lo que no es necesario modificar la estimación del método de MC2E.

Entre las dos estimaciones realizadas utilizando el método de dos etapas, se elige la regresión MC2E(b). Esto es debido a que en esta estimación los valores de los estadísticos $m1$ y $m2$ son los adecuados y no muestran pruebas de correlación serial.

En la sexta columna del Cuadro 1 se comprueba que la estimación MC2E(b) es capaz de explicar el 20% de la variación del SR. En cuanto a los resultados para cada una de las variables explicativas, se pueden destacar las siguientes conclusiones.

La productividad total de los factores continúa siendo estadísticamente significativa y presenta un signo positivo. Esto indica que, tal y como se había sugerido, el progreso tecnológico es sesgado a favor de los trabajadores cualificados, es decir, que los componentes del desarrollo técnico que favorecen a los cualificados han tenido un mayor peso que aquéllos que benefician a los trabajadores no cualificados. Esta variable tiene una influencia similar en todas las estimaciones y siempre con un alto grado de significatividad. En definitiva, si el gasto en I+D en la industria manufacturera española aumenta un 100%, el SR crecerá un

5,8%^{*****}. Los estudios empíricos sobre la influencia del desarrollo tecnológico en el SR indican que ésta variaba entre el 3,7% para Japón, el 3,6% para Suecia, el 2,4% para Dinamarca, o el 2,6% para Reino Unido, de Machin y Van Reenen (1998), y el 9,7% de Bermand, Bound y Griliches (1994) para Estados Unidos^{†††††}. Es destacable la proximidad del resultado obtenido en este trabajo a las cifras de Machin y Van Reenen, quienes también miden el desarrollo tecnológico como el gasto en I+D sobre el valor añadido y utilizan un modelo de datos de panel.

El signo positivo de la inversión extranjera directa^{‡‡‡‡‡} implica que el capital procedente del exterior muestra una demanda de trabajo más intensiva en cualificación, lo que llevaría a concluir que, tal y como se suponía, el capital foráneo favorece los salarios de los trabajadores más cualificados. En definitiva, la inversión extranjera directa presentaría el signo previsto por el modelo complementario presentado por Feenstra y Hanson (1996) pero, teniendo en cuenta que su influencia es mínima, 0,1%, y que estadísticamente no es significativa, este modelo no explica adecuadamente la variación del SR en la industria manufacturera española en los años de estudio^{§§§§§}.

La exportaciones tienen una influencia positiva del 1,6%, pero no son significativas (sí lo eran en la estimación Intragrupos al 5%, y con una influencia del 4,3%). El signo es el esperado por el modelo comercial, poniendo de manifiesto que los sectores exportadores son intensivos en mano de obra cualificada y su mayor expansión exportadora ha beneficiado la remuneración relativa de los trabajadores cualificados.

Conviene recordar que el modelo laboral prevé un signo negativo para las importaciones. Sin embargo, la explicación comercial hace hincapié en el sesgo sectorial y presume que el signo del coeficiente de las importaciones es positivo. La interpretación adecuada la proporciona el

***** Dado que los datos analizados están en logaritmos naturales, se puede realizar este tipo de interpretación.

††††† Estos estudios siguen una metodología similar a la desarrollada en este trabajo, aunque no son directamente comparables porque se refieren a períodos temporales anteriores.

‡‡‡‡‡ En la regresión MC2E(a).

§§§§§ De hecho se elimina esta variable de la última estimación por su poca significatividad y su escaso valor.

enfoque comercial: los sectores más intensivos en trabajo cualificado se han visto perjudicados por las crecientes importaciones y, por tanto, la demanda relativa y la remuneración del factor que se utiliza más intensivamente en estos sectores ha caído. Por consiguiente, en el sector manufacturero español las importaciones han influido positivamente sobre el SR; luego, tal y como el modelo comercial defiende, han perjudicado la situación relativa de los no cualificados, y se pueden considerar como un factor de demanda. La participación de las importaciones en la variación del SR es del 2%, pero no es estadísticamente significativa, por lo que es necesaria toda la cautela a la hora de realizar las deducciones anteriores.

La oferta de trabajo relativa tiene una influencia negativa de $-1,9\%$, aunque no es significativa. En el modelo comercial, con una demanda de trabajo perfectamente elástica, las variaciones de la oferta de trabajo relativa no tienen ninguna consecuencia. Es importante no olvidar que en el capítulo precedente se pudo comprobar cómo la oferta de trabajo relativa aumentó en todas las ramas manufactureras a una tasa de variación media del $107,16\%$ desde 1989 hasta 1998. En ese tiempo, el SR apenas sí varió un $-0,23\%$ en promedio. Es decir, que, a pesar del fuerte incremento de la oferta de trabajo relativa, este factor no es estadísticamente significativo, lo cual sugiere que la demanda de trabajo relativa es perfectamente elástica y el SR no se ve influido por alteraciones en la oferta de trabajo relativa. Esta es una nueva evidencia que apoya las hipótesis del modelo comercial.

El progreso tecnológico y el resto de las variables son significativas según el estadístico de Wald de significatividad conjunta, pero estas últimas no lo son individualmente.

Las conclusiones acerca de los factores que la explicación comercial considera como de determinantes de la demanda de trabajo relativa (progreso tecnológico, inversión extranjera directa, exportaciones e importaciones) son similares a los mostrados en el trabajo de Autor, Katz y Krueger (1998), centrado en el análisis de la aceleración de la demanda. En su estudio,

los autores no hallan apenas influencia de la inversión en el extranjero ni de las importaciones sobre el SR en la industria manufacturera estadounidense. También comprueban cómo las exportaciones crecen más rápidamente en los sectores intensivos en cualificación, aunque no son un factor importante en la mejora de la posición de los trabajadores cualificados. El principal determinante del SR es también, para estos autores, el desarrollo tecnológico.

Concretamente, los resultados referidos a las exportaciones son parecidos a los de Lovely y Richardson (1998) quienes constatan que el crecimiento de las exportaciones (también de las importaciones) favorece a los trabajadores cualificados, los cuales obtienen mejores primas en los sectores con mayor intensidad exportadora.

Para España, Bover, Bentolila y Arellano (2000) no encuentran resultados significativos en las variables de exportaciones e importaciones en el período 1980-1987. Torres (2002) también considera insuficiente el nivel de significación de la hipótesis basada en la competencia exterior para explicar la variación del SR entre 1980 y 1992, pero, al igual que Peraita (2003) para la primera mitad de los años noventa, encuentra evidencia a favor de la presencia del cambio tecnológico sesgado a favor de los trabajadores cualificados en España.

5. Conclusiones

Se determinó que, entre 1989 y 1998, la variación media del SR en el sector de las manufacturas fue de $-0,23\%$, es decir, apenas cambió a lo largo de estos 10 años. Sin embargo, el comportamiento de las distintas ramas de actividad dentro de la industria manufacturera fue muy diferente. Algunas ramas experimentaron evoluciones positivas, de hasta el $7,50\%$, y otras negativas, incluso del $-9,70\%$, en su SR.

Para explicar la evolución del SR en España, se realizó una estimación considerando conjuntamente como variables explicativas la oferta de trabajo relativa, el progreso tecnológico, la inversión extranjera directa, las exportaciones y las importaciones. Se decidió

aplicar una estructura de datos de panel de la información para solucionar diversos problemas econométricos.

En primer lugar la heterogeneidad inobservable. Se confirmó la presencia de efectos individuales y su correlación con las variables explicativas. Además, la regresión Intragrupos, que permite la existencia de un intercepto diferente para cada rama manufacturera, llegó a explicar un 87% de la variabilidad del SR. Estos hechos son evidencias a favor del modelo comercial que, en contra de lo que sostiene la explicación laboral, afirma que se deben tener en consideración los comportamientos de las diferentes ramas y de sus sesgos.

En lo referente a la potencial endogeneidad de las variables explicativas, en todos los casos estudiados (oferta de trabajo relativa, productividad total de los factores e importaciones) se rechazó tal posibilidad.

Sí se confirmaron los problemas de medida para la oferta de trabajo relativa, las exportaciones y las importaciones. Para solucionar estas dificultades se desarrolló una estimación biéptica en desviaciones ortogonales, con la cual se controla también la heterogeneidad inobservable, que permitió explicar un 20% de la variación del SR.

Se pueden resumir los resultados afirmando que la influencia del progreso tecnológico exógeno sesgado a favor de los cualificados dentro de un modelo de tipo comercial es la mejor explicación a la evolución del SR en la industria manufacturera española. Esta conclusión se basa en los siguientes hechos. En primer lugar, el progreso tecnológico es la única variable estadísticamente significativa, presenta un signo positivo y se ha demostrado su carácter exógeno. Las importaciones, caso de tener algún tipo de influencia, dado que no son significativas, ésta es positiva y el modelo laboral supone su influencia negativa. En tercer lugar, la oferta de trabajo relativa, a pesar de su fuerte crecimiento, no ha resultado significativa, lo cual hace presumir que la demanda de trabajo relativa es inelástica, tal y como afirma el modelo comercial. Y finalmente, la evidencia a favor de la existencia de

efectos individuales en la regresión es una prueba a favor del modelo comercial que sostiene que se deben analizar separadamente los comportamientos de las diferentes ramas.

Bibliografía.

- Acemoglu, D. (2002). "Technical Change, Inequality, and The Labor Market", *Journal of Economic Literature*, n. 40, pp. 7-72.
- Arellano, M. (2003). *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990). "La Econometría de Datos de Panel", *Investigaciones Económicas*, Vol. XIX, 1, 3-45.
- Autor, D. H., Katz, L. F. y Krueger, A. B. (1998). "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?", *Quarterly Journal of Economics*, 1169-1214.
- Beaudry P. y Green, D. A. (2002). "Changes in U.S. Wages 1976-2000: Ongoing Skill Bias or Major Technological Change?", *National Bureau of Economic Research, Working Paper* n. 8787, Febrero.
- Berman, E., Bound, J. y Griliches, Z. (1994). "Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures", *Quarterly Journal of Economics*, n.109 (2), Mayo, pp. 367-397.
- Berman, E., Bound, J. y Machin, S. (1998). "Implications of Skill-Biased technological Change: International Evidence", *Quarterly Journal of Economics*, n. 113, pp.1245-1280.
- Borjas, G. J., Freeman, R. B. y Katz, L. F. (1997). "How Much Do Immigration and Trade Affect Labor Market Outcomes?", *Brookings Papers on Economic Activity* n.1, Marzo,p.1-90.
- Borjas, G. J., Freeman, R. B. y Katz, L. F. (1992)."On the Labor Market Effects of Immigration and Trade", *Immigration and the Work Force: Economic Consequences for the United States and Source Areas*, Borjas,G.J. y Freeman,R.B(ed), University of Chicago Press.
- Bover, O., Bentolila, S. y Arellano, M. (2000). "The Distribution of Earnings in Spain during the 1980s: The Effects of Skill, Unemployment, and Union Power", *Banco de España, Documento de Trabajo* n. 0015.
- Canal, J. F. (2002). *Negociación Colectiva y Dispersión Salarial en la Empresa*. Tesis Doctoral. Universidad de Oviedo.
- Card, D. y DiNardo, J. E. (2002). "Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles", *Journal of Labor Economics*, vol. 20:4, p. 733-783.
- Card, D., Lemieux, T y Riddell, W. C. (2003). "Unionization and Wage Inequality: A Comparative Study of the U.S., the U.K., and Canada". *National Bureau of Economic Research, Working Paper* n. 8769, Febrero. National Bureau of Economic Research.
- Carrasco, J. A. (2004). *Repercusiones del Comercio Exterior y del Desarrollo Tecnológico en el Mercado de Trabajo Español*. Tesis Doctoral. Universidad Rey Juan Carlos.
- Deardorff, A. V. (1994). "Overview of the Stolper-Samuelson Theorem", en A. V. Deardorff y R. M. Stern (eds), *The Stolper-Samuelson Theorem: A Golden Jubilee*, Ann Arbor: The University of Michigan Press, pp. 7-34.
- Feenstra, R. C. y Hanson, G. H. (1996). "Foreign Investment, Outsourcing, and Relative Wages", en Feenstra, R. C. y Grossman, G. M. (eds.), *Political Economy of Trade Policy*, Cambridge, MIT Press, pp. 89-127.
- Feenstra, R. C. y Hanson, G. H. (1997). "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras", *Journal of International Economics*, n.42, p.371-394.
- Fortin, N. M. y Lemieux, T. (1997). "Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage?", *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 11, N. 2 (primavera), pp. 75-96.

- Freeman, R. B. (1995). "Are Your Wages Set in Beijing?", *Journal of Economics Perspectives*, V. 9, n. 3, pp. 15-32.
- Gosling, A. y Machin, S. (1993), "Trade Unions and the Dispersion of Earnings in British Establishments, 1980-1990", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 57, pp. 167-184.
- Griliches, Z. (1977). "Estimating th Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, 45, pp. 1-22.
- Haskel, J. E. y Slaughter, M. J. (2002). "Does the Sector Bias of Skill-Biased Technical Change Explain Changing Skill Premia?", *European Economic Review*, Vol. 46, n. 10.
- Hausman, J. A. (1978). "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1272.
- Hausman, J. A. y Taylor, W.E. (1981). "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, 49, 1377-1398.
- Leamer, E. E. (1998). "In Search of Stolper-Samuelson Effects On U.S. Wages", en Collins, S. M. (ed), *Imports, Exports, and the American Worker*, Brookings Institution Press, Washington, D.C., p. 141-202.
- Lovely, M. E. y Richardson, J. D: (1998). "Trade Flows and Wage Premiums: Does Who or What Matter?", *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, n. 6668, Julio.
- Machin, S. (2002). "Labour Market Inequality and Changes in the Relative Demand for Skills", elaborado para la Conferencia *Explanation of Rising Economic Inequality* de Royal Statistical Society.
- Nickell S. y Layard R. (1999). "Labour Market Institutions and Economic Performance" en O. Ashenfelter y D. Card (eds.) *Handook of Labour Economics*, Vol. 3, Elsevier, Ámsterdam.
- Peraita C. (2003). "The Importance of Institutions and Skill-Biased Technicall Change in Wage Decompression: Evidence from Spain", *artículo presentado en las V Jornadas de Economía Laboral*, Reus, Julio 2003.
- Rodríguez, C. (2001). "Wage Dispersion Within Firms and Collective Bargaining in Spain", *Economics Letters*, n. 72, pp. 381-386.
- Torres, V. X. (2002): "Dispersión salarial y cambio tecnológico en la industria española", *Investigaciones Económicas*, vol. 26(3), 551-571.